

LAS INDUSTRIAS DERIVADAS DE LA MADERA EN ESPAÑA (1964-1990). COMPARACIÓN INTERNACIONAL, MODELOS ECONOMETRICOS Y ANÁLISIS DE CAUSALIDAD

María del Carmen GUISÁN SEIJAS
Catedrática de Econometría
Universidad de Santiago de Compostela
ecgs@usc.es

Ana IGLESIAS CASAL
Profesora Titular de Econometría
Universidad de Santiago de Compostela

<http://www.usc.es/economet/aea.htm>

first published 1995, updated 2002.

Abstract

En este trabajo se analiza la importancia del sector de industrias derivadas de la madera en España y su saldo exportador. Además se presenta la evolución del valor añadido de estas industrias y del consumo de muebles.

Para modelizar ambas variables se desarrollan diversos modelos econométricos con los que se obtienen resultados satisfactorios. A través de los tests de causalidad de Granger y Hausman se estudia la relación entre el valor añadido y el consumo, así como las relaciones con otras variables.

JEL: C5, L6

ÍNDICE

	Página
1.- Importancia de las industrias derivadas de la madera en Galicia y España	1
2.- Comercio Exterior	8
3.- Evolución del valor añadido de las industrias de la madera y el consumo de muebles	15
4.- Modelos econométricos y análisis de causalidad	19
5.-Conclusiones.....	38
Anexo	39
Bibliografía	41

* In collaboration with the Euro-American Association of Economic Development Studies

1. Importancia de las industrias derivadas de la madera en Galicia y en España.

Este estudio forma parte de un programa de investigación de econometría sectorial y constituye la primera parte de un análisis temporal del sector de madera y muebles de madera en España. Por ello se trata de un trabajo preliminar que será ampliado en estudios posteriores.

En esta sección analizamos las principales características de este sector en España tanto a nivel nacional como regional y efectuamos algunas comparaciones internacionales.

En la sección 2 analizamos datos detallados de comercio exterior. La sección 3 analiza la evolución temporal de valor añadido real y del consumo en España en el periodo 1964-1990, con datos que serán utilizados en la sección 4 para estimar modelos econométricos explicativos de la evolución de dichas variables y para realizar un análisis de causalidad. Por último, la sección 5 presenta las conclusiones.

Fuentes de datos

Los datos de la economía española utilizados para la estimación de los modelos se basan en estadísticas de la Contabilidad Nacional del INE y son de elaboración propia en lo que respecta a su homogeneización temporal teniendo en cuenta los cambios metodológicos experimentados por esta estadística y los problemas de falta de datos a finales de la década de los 70. Los datos de valor añadido se refieren al subsector de "madera y muebles de madera" mientras que los de consumo se refieren a "muebles y equipamiento del hogar" al no ser posible disponer del dato del subgrupo de muebles de forma separada para todos los años.

Por lo que respecta a las comparaciones internacionales de datos de consumo son similares a las señaladas en el párrafo anterior excepto cuando nos referimos a los datos de la OCDE del grupo G41 en 1990, en cuyo caso se refieren al subgrupo de muebles.

Los datos internacionales del valor añadido basados en estadísticas de la OCDE se refieren al subsector específico de "madera y muebles de madera" mientras que los datos de EUROSTAT se refieren a un grupo más amplio que es el sector R11 denominado "industrias diversas" que incluye además de "madera y muebles de madera" otras industrias (plásticos, joyería, juguetes, etc.) no incluidos en otros sectores de la clasificación R17 de la CEE.

Diferencias de productividad

Comparamos la producción por habitante (cociente entre el valor añadido y la población) y la productividad media del trabajo (cociente entre el valor añadido y el número de trabajadores) con datos de los 12 países de la CEE a nivel del sector R11, y con datos de 12 países de la OCDE a nivel del subsector específico "madera y muebles de madera".

Para los 12 países de la CEE la Tabla 1 nos muestra la producción por habitante y la

productividad media del trabajo medida en miles de pesetas del 1980 para el año 1985 así como la tasa de empleo en ese sector medido como en número de personas ocupadas por cada mil habitantes.

La producción por habitante en España es bastante baja 9.37 situándose solo por debajo de ella la de países como Portugal 4.79 y Grecia 3.63, de forma similar la productividad media por trabajador en España es de 1083 miles de pesetas del 1980 ocupando uno de los lugares más bajos de Europa, ya que la productividad del sector R11 osciló en ese año 1985 entre 444 miles de pesetas del 1980 en el caso de Portugal y 3317 en el caso de Luxemburgo. Respecto al número de empleos por cada mil habitantes España con una tasa de empleo de 8.65 se sitúa un poco por debajo de la media de la CEE 10.23.

Tabla 1

Producción por habitante, productividad y tasa de empleo del sector R11 en 1985.

PAÍS	PH85	PM85	LH85
ALEMANIA	24.13	1846	13.07
BÉLGICA	20.27	2499	8.11
DINAMARCA	18.77	1477	12.71
ESPAÑA	9.37	1083	8.65
FRANCIA	17.85	1906	9.37
GRAN BRETAÑA	12.29	1287	9.55
GRECIA	3.63	499	7.29
HOLANDA	13.06	2301	5.65
IRLANDA	12.23	1720	7.11
ITALIA	17.95	1535	11.69
LUXEMBURGO	47.13	3318	14.20
PORTUGAL	4.79	444	10.78
TOTAL CEE	16.08	1570	10.23

Nota: PH (producción por habitante) y PM (productividad media del trabajo) están medidas en miles de pesetas del 1980, y la tasa de empleo (LH) es el número de trabajadores por cada mil habitantes.

Fuente: GUISÁN (1991).Análisis de los sectores productivos de Galicia.

Esta diferencia de productividad se confirma también al comparar la productividad de las

industrias de" madera y muebles de madera" con datos de España y los principales países productores de la OCDE. En la Tabla 2 podemos observar para los años 1980 y 1990, la producción por habitante y la productividad media en dólares del 1980 y el número de empleos por mil habitantes para ese sector.

Tabla 2

Producción por habitante, productividad y tasa de empleo del subsector "madera y muebles de madera" en 1980 y 1990.

PAÍSES	PH80	PH90	PM80	PM90	LH80	LH90
ALEMANIA	155.91	131.74	20957	20627	7.44	6.39
AUSTRIA	212.64	270.57	17796	23411	11.95	11.56
CANADÁ	141.30	160.19	17091	22554	8.27	7.10
DINAMARCA	105.56	124.35	16906	16823	6.24	7.39
ESPAÑA	68.81	65.76	11184	10543	6.15	6.24
FINLANDIA	238.54	248.26	21513	34383	11.09	7.22
FRANCIA	106.44	105.19	21930	28927	4.85	3.64
ITALIA	128.24	143.87	15009	21541	8.54	6.68
NORUEGA	201.48	150.00	22622	24097	8.91	6.22
PORTUGAL	53.12	46.97	5794	6981	9.17	6.73
SUECIA	270.26	304.27	26425	37743	10.23	8.06
USA	120.76	129.14	22416	24544	5.39	5.26

Nota: PH ,PM y LH tienen el mismo significado que en la tabla 1. PH y PM están expresadas en dólares del 1980. El tipo de cambio peseta/dólar en 1980 era 71.70. Fuente: Elaboración propia en base a OCDE(1994).

La productividad media de España en estas industrias para el año 1980 es de 11184 dólares del 1980 y está muy por debajo de los países analizados solo superando a la de Portugal y su posición a través de la década se mantiene estable en el onceavo lugar. Así en el 1990 la productividad media en España es de 10543 dólares del 1980, superada por los siguientes países, en orden creciente de productividad: Dinamarca, Alemania, Italia, Canadá, Austria, Noruega, Estados Unidos, Francia, Finlandia y Suecia.

España con una producción por habitante de 65.76 dólares en 1990 en este sector se sitúa en una de las posiciones más bajas de los países mencionados, destacando Suecia, Austria y Finlandia como los países con mayor producción por habitante.

La tasa de empleo generada por las industrias de la madera en los países de la OCDE analizados para el año 1990 oscila entre el 3.64 de Francia y el 11.56 de Austria , siendo después de Austria los países nórdicos los que tienen un mayor número de trabajadores por cada mil habitantes en este sector. Cabe resaltar una disminución de la tasa de empleo para Suecia y Finlandia en el período 1980-1990.

Especialización sectorial

Se observan diferencias notables de especialización en la producción de "madera y muebles de madera" entre los países de la Tabla 2. Para tratar de ver en que medida esa especialización está motivada por las condiciones de demanda o por la oferta potencial de cada país hemos analizado por una parte la correlación entre la producción por habitante y el gasto de los consumidores en ese sector y por otra parte esa correlación con la tasa de empleo en el sector forestal, todo ello para el año 1990.

En los Gráficos 1 y 2 se muestra la relación entre la variable producción por habitante (PH90) y la tasa de empleo en el sector forestal (LFORH) por un lado y entre esa variable y el consumo per cápita del subgrupo "muebles"(G41H) por otro.

GRÁFICO 1

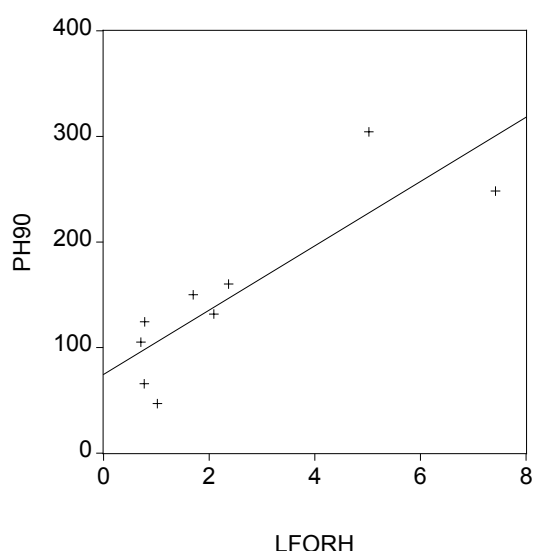
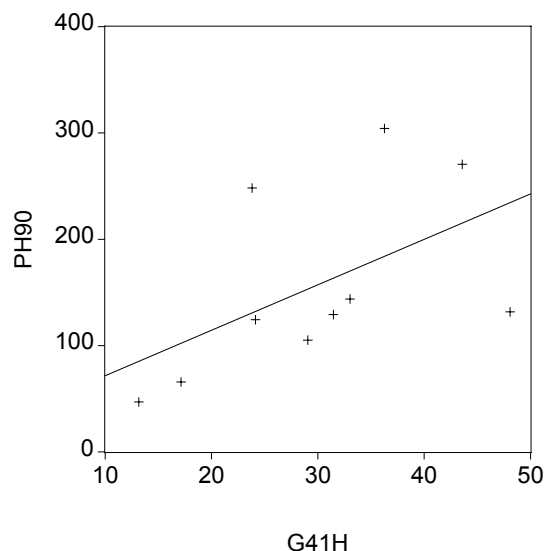


GRÁFICO 2



Como se observa en los Gráficos anteriores, en ambos casos obtenemos una fuerte correlación entre esas variables constatando que dicha especialización puede estar inducida por ambas vías, aunque cabe destacar que la correlación con el empleo forestal de 0.85 es algo superior a la que se obtiene con el consumo de muebles que es igual a 0.53, resaltando la importancia de los recursos forestales de cada país.

Comparación Regional

El sector de industrias de "madera y muebles" tiene una importancia destacada en la industria de algunas regiones españolas como analizamos a continuación.

En la Tabla 3 mostramos el porcentaje que representa la producción de cada región respecto a la producción nacional en ese sector, el porcentaje de empleo regional sobre el total nacional y los porcentajes de población regionales.

Tabla 3
Porcentajes regionales de valor añadido y personas ocupadas en el sector de "madera y muebles" respecto al total nacional y porcentaje de población en 1990.

REGIÓN	%VALOR AÑADIDO	% P.OCUPADAS	%POBLACIÓN
ANDALUCIA	6.22	8.02	17.76
ARAGÓN	3.87	3.37	3.11
ASTURIAS	1.65	1.76	2.89
BALEARES	2.14	2.35	1.75
CANARIAS	1.46	2.20	3.81
CANTABRIA	0.83	0.99	1.35
CASTILLA Y LEÓN	6.51	6.72	6.74
CASTILLA-LA MANCHA	4.4	5.40	4.4
CATALUÑA	16.98	14.52	15.42
C.VALENCIANA	20.98	21.9	9.72
EXTREMADURA	1.08	1.47	2.89
GALICIA	10.52	10.40	7.2
C.MADRID	6.72	6.55	12.52
MURCIA	3.75	4.37	2.63
NAVARRA	2.75	2.26	1.34
PAÍS VASCO	8.71	6.20	5.46
LA RIOJA	1.36	1.45	0.67

Fuente: INE (1993). Encuesta Industrial e INE (1993). Contabilidad Regional.

En esta Tabla se observa que Galicia representa el 10% de la producción nacional en el sector de "madera y muebles" superada sólo por la Comunidad Valenciana y Cataluña, que son las regiones con mayor porcentaje de producción.

En relación con su peso poblacional Galicia y La Comunidad Valenciana son las regiones más especializadas en este sector ya que ambas superan ampliamente el porcentaje correspondiente tanto en valor añadido como en empleo. Así Galicia con un 7.2% de la población nacional genera 10.52% del valor añadido y emplea al 10.4% de los trabajadores de este sector, y la Comunidad Valenciana 9.72% de la población nacional genera el 20.98% del valor añadido y emplea el 21.9% de los trabajadores.



Fuente: INE (1993). Encuesta Industrial.

2.- Comercio exterior.

El saldo del comercio exterior de España en el capítulo 44:"Madera, carbón vegetal y manufacturas de madera" es negativo, debido al fuerte peso de algunos de sus componentes y a pesar de que la mayoría de los apartados de este capítulo presentan un saldo exterior positivo.

Para el conjunto del capítulo 44 los datos de la Tabla 4 ponen de manifiesto el déficit comercial y la evolución creciente de dicho déficit.

Tabla 4

Comercio exterior del capítulo 44 (Madera, carbón vegetal e industrial derivadas de la madera) (millones de ptas.). Datos de España.

Año	Importaciones	Exportaciones	Saldo exportador
1982	27214	24539	-2675
1987	70381	32494	-37887
1990	122951	35341	-87610

En relación con los datos de esta Tabla hay que resaltar el fuerte crecimiento de las importaciones y el estancamiento de las exportaciones a precios corrientes, lo que implica una importante disminución en las exportaciones reales (a precios constantes) y por lo tanto en el volumen físico de exportaciones.

En el capítulo 94 (Muebles) el saldo es positivo tanto en lo que respecta al conjunto total de este capítulo como en lo que respecta a las partidas relativas a los muebles de madera, como ponen de manifiesto los datos de la Tabla 5.

Tabla 5

Comercio exterior de muebles de madera (partidas correspondientes del capítulo 94). (Millones de ptas.). Datos de España.

Año	Importaciones	Exportaciones	Saldo exportador
1982	2478	12148	9670
1987	7756	27534	19778

Estos datos ponen de manifiesto que la evolución favorable del saldo exportador de muebles de madera no es suficiente para compensar el fuerte incremento del déficit exterior del capítulo 44.

En relación con los productos derivados de la madera hay que señalar que los capítulos 47 (pastas de madera y otras fibras) y 48 (papel y cartón) son deficitarios, siendo los datos correspondientes a 1990 los que figuran en la Tabla 6.

Tabla 6
Comercio exterior de los capítulos 47 y 48, España 1990 (millones de pesetas)

Capítulo	Importaciones	Exportaciones	Saldo exportador
47	43255	36506	-6749
48	188991	79520	-109471

Nota: capítulo 48=pastas de madera y otras fibras y capítulo 49=papel y cartón.

El déficit de los capítulos 44, 47 y 48 representa, con datos de 1990, el 6% del déficit total de la balanza comercial de bienes de España, el cual ascendió a 3272 miles de millones de pesetas en dicho año, alcanzando dicho 6% un valor de casi 200 mil millones.

Galicia, según los datos de Comercio Exterior publicados por el Instituto Galego de Estadística (IGE), presenta un saldo positivo en el capítulo 44 en 1988 mientras que en 1989 presenta un saldo negativo en el mismo capítulo, como ponen de manifiesto los datos de la tabla 4. En dicha tabla puede observarse un saldo negativo para los capítulo 48 y 94 en ambos años y un saldo positivo para el capítulo 47 también en ambos años.

Tabla 7
Comercio exterior de Galicia en productos de la madera.(Millones de ptas.)

Capítulo	Import. 1988	Export. 1988	Import.1989	Export.1989
44	6804	8179	9711	7994
47	324	7512	183	7100
48	1219	569	2224	578
94	951	208	1125	278

Por último, en lo que respecta a datos de comercio exterior, presentamos en las Tablas 8 y 9 los valores de importaciones y exportaciones de España de los capítulos 44 y 94, detallados a nivel de cuatro dígitos de la clasificación correspondiente en el caso del capítulo 44 y a nivel de 6 o 7 dígitos en el caso del capítulo 94, con datos de 1982 y 1987.

Tabla 8

Comercio exterior de España del capítulo 44 (Madera y carbón vegetal y manufacturas de madera) por productos en 1982 y 1987 (millones de ptas).

Producto	Imp. 82	Exp. 82	Imp.87	Exp.87
44.01 leña y desperdicios	401.5	7.6	207.8	91.1
44.02 carbón vegetal	5.5	1458.7	13.9	1958.9
44.03 madera en bruto	7058.7	833.1	16947.7	1918.7
44.04 madera encuadrada	1.8	5.8	24.2	17.9
44.05 madera aserrada>5mm	17354.2	2492.6	31135.4	3269.1
44.07 traviesas vía ferrea	26.1	10.6	37.8	10.3
44.09 estacas, tablillas	73.1	200.4	176.6	1069.9
44.11 tableros de fibras	60.4	1899.9	1379.4	3374.9
44.12 virutilla y lana madera	22.9	2.6	34.5	5.9
44.13 madera cepillada	354.3	164.1	793.8	212.5
44.14 madera aserrada<5 mm	882.3	754.6	1968.5	1977.5
44.15 madera chapada	185.1	2764.2	994.5	4407.9
44.16 tableros celulares	-	20.1	2.7	60.9
44.17 maderas "mejoradas"	68.1	12.9	19.0	98.6
44.18 maderas "regeneradas"	69.7	3220.3	3395.1	1980.5
44.19 listones y molduras	174.8	366.6	235.4	760.9
44.20 marcos, cuadros y espejos	6.3	92.9	74.0	203.9
44.21 cajas y jaulas	48.6	4728.7	192.7	941.7
44.22 barriles y cubas	47.9	339.8	448.4	468.9
44.23 carpintería y entarimados	523.0	2305.0	2647.0	3998.0
44.24 utensilios de uso doméstico	121.3	345.3	162.3	926.1
44.25 herramientas y mangos	22.9	178.3	52.5	322.6
44.26 canillas y carretes	6.0	3.3	7.2	38.5
44.27 pequeña ebanistería	269.9	1499.2	546.6	2349.1
44.28 otras manufacturas	224.7	831.3	884.5	2029.7
Total	27214.8	24539.9	70381.5	32494.0

Fuente: Estadísticas de Comercio Exterior. Dirección General de Aduanas. Ministerio de Economía y Hacienda.

De los datos de esta Tabla se deduce que las importaciones, en precios corrientes, aumentaron en un 158% en el quinquenio 1982-87 mientras que las exportaciones sólo lo hicieron en un 32%, de forma que el pequeño déficit (exportaciones-importaciones) de 2674 millones de 1982 aumentó hasta convertirse en un déficit de 37887 millones en 1987. Esta tendencia creciente continuó posteriormente, según se deduce de los datos expuestos en la Tabla

4, pasando a situarse en 1990 en un valor ya muy elevado (87610 millones de pesetas).

Los productos que generan mayor déficit exterior dentro de esta Tabla son la "madera en bruto" (clave 44.03), que con unas exportaciones de 1918.7 millones y unas importaciones de 16947.7 generó en 1987 un déficit de 15029 millones, y la "madera aserrada > 5 mm", la cual con unas exportaciones de 3269.1 millones y unas importaciones de 31135.4 en 1987 generó un déficit de 27866.3 millones.

Tabla 9
Comercio exterior de España del capítulo 94 (muebles de madera y mixtos)
por productos en 1982 y 1987 (millones de ptas).

Producto	Imp.82	Exp.82	Imp.87	Exp.87
94.01 (41+45+50+93) (1+2) sillas de madera	755.3	3498.5	1781.4	6663.1
94.03.51 muebles dormitorios madera	123.3	1785.7	885.7	5177.8
94.03.55 muebles salón-comedor madera	738.1	4257.5	2199.6	10124.4
94.03.57 muebles cocina de madera	319.4	830.6	859.5	1103.7
94.03.61 muebles tiendas, madera	14.2	69.0	121.1	81.4
94.03.63 mesas oficina	41.4	71.0	58.2	478.8
94.03.65 muebles oficina<80 cms. altura	94.6	109.9	68.9	253.4
94.03.66 muebles oficina>80 cms. altura	23.7	5.5	79.4	421.8
94.03.67 otros muebles de madera	57.0	153.6	656.7	698.8
94.03.82 muebles mixtos madera-metal	189.0	733.4	530.0	710.6
94.03.95 partes de muebles de madera	101.5	583.5	500.5	1760.8
Total	2478.1	12148.6	7756.7	27534.0

Fuente: Idem tabla 8.

En los datos de la Tabla 9 observamos una situación de superávit en el comercio exterior de muebles de madera, el cual tiene además una evolución creciente, ya que se pasó de un superávit de 9670.5 millones de pesetas en 1982 (con unas exportaciones de 12148.6 millones y unas importaciones de 2478.1) a un superávit de 19777.3 millones en 1987 (con unas exportaciones de 27534.0 millones y unas importaciones de 7756.7 millones en 1987). A pesar de esta situación favorable el superávit de estos productos no llega a compensar el déficit del capítulo 44.

De la comparación de los datos de Galicia con los del conjunto de España se deduce una importante aportación de Galicia a equilibrar la balanza de pagos de España en el capítulo 47 (pastas de madera y de otras fibras) ya que Galicia presenta en 1988 un superávit de 7188 millones de pesetas mientras que España tenía en el mismo capítulo un déficit exportador de 6749 millones de pesetas en 1987, lo que significa que sin esta aportación gallega el déficit exportador de España en dicho capítulo se duplicaría. Por otra parte destaca el escaso peso exportador de la industria gallega de muebles de madera, a pesar de la importancia global que tiene esta región en el sector.

3. Evolución del valor añadido de las industrias de la madera y del consumo de muebles

Para analizar las perspectivas de producción de las industrias de madera, productos de madera y muebles, es preciso conocer la evolución del valor añadido real de esta variable, entendiendo por valor añadido la diferencia entre el valor de las ventas y el coste de las materias primas utilizadas en los procesos productivos y utilizando el término real en el sentido de valores a precios constantes, es decir dividiendo los datos en valores a precios corrientes por el adecuado índice de precios.

Una vez obtenida una serie temporal de esta variable se precisa elaborar un modelo econométrico que la relacione con otras variables con las que existe alguna relación causal, con objeto de medir el impacto que cada una de ellas tiene sobre la evolución del valor añadido.

El modelo estimado nos permite efectuar predicciones ante diversas hipótesis respecto a la evolución de las variables explicativas. Las predicciones del valor añadido real permiten, junto con el análisis de la evolución de la productividad media del trabajo (valor añadido real por trabajador), efectuar estimaciones de la evolución futura del empleo en el sector.

En esta sección presentamos algunos datos provisionales en este sentido, de elaboración propia, los cuales constituyen una novedad ya que la Contabilidad Nacional de España no permite obtener directamente series temporales de la producción y consumo de este sector, debido a diversos cambios metodológicos y a la existencia de años sin dato ninguno a este nivel de desagregación.

Los datos de producción (valor añadido) y consumo real elaborados por la Cátedra de

Econometría de la Universidad de Santiago se presentan en la Tabla 10. Mientras que los datos de producción se utilizan por primera vez, los de consumo ya habían sido elaborados previamente para la realización del estudio "Modelos de consumo en la CEE" (Arranz(1989).

Tabla 10

Evolución del valor añadido real de las industrias de "madera y muebles" y del consumo interior de "muebles y equipamiento del hogar" en España (millones de pesetas de 1980).

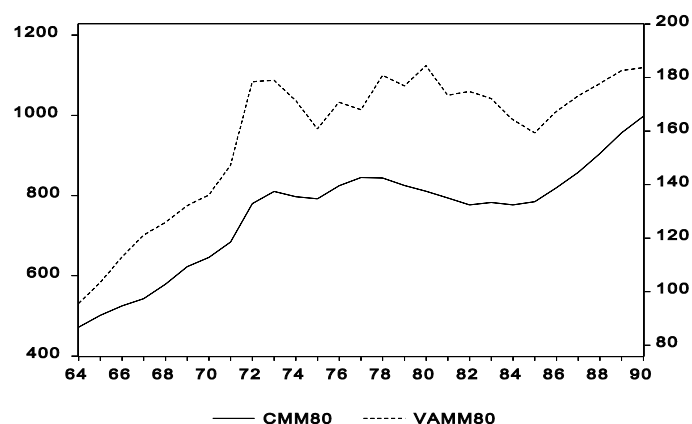
Año	Valor añadido	Consumo	IPVA	IPC
1964	95616	471980	0.2074	0.1395
1970	136096	645824	0.2733	0.2130
1974	171446	796991	0.4453	0.3311
1980	184448	810500	1	1
1984	164227	777100	1.4359	1.5803
1986	167332	819400	1.5824	1.8908
1990	183700	997583	2.0168	2.2802

Nota: Las dos últimas columnas incluyen los índices de precios base 80 del valor añadido IPVA) y del consumo (IPC) de los sectores mencionados. Fuente: Elaboración propia en base a los datos de la Contabilidad Nacional de España y Banco de datos CEPREDE.

GRFICO 3

VALOR AADIDO REAL Y CONSUMO INTERIOR DEL SECTOR DE MADERA Y MUEBLES

(miles de millones de pesetas del 1980)



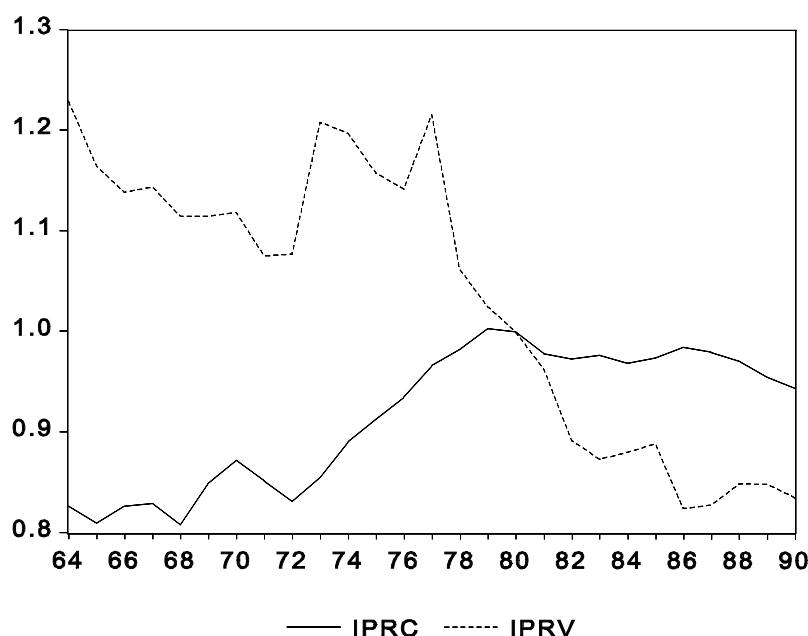
El Gráfico 3 presenta la evolución del valor añadido real de las industrias de madera, representado por la línea discontinua y medido en el eje vertical de la derecha, y del consumo interior real de muebles y equipamiento del hogar, representado por la línea continua y medido en el eje vertical de la izquierda. Ambas variables se expresan en el Gráfico en miles de millones de pesetas de 1980.

Es manifiesta la evolución paralela del consumo y del valor añadido, de forma que ambas variables están altamente correlacionadas, como ocurre en general en todos los países productores de este grupo industrial, si bien en el período 1984-1990 se observa una menor respuesta de la producción ante la evolución del consumo.

En efecto, esta característica se pone de manifiesto en los resultados de la estimación de nuestro modelo econométrico en los periodos 1965-87 y 1965-90.

GRFICO 4

NDICES DE PRECIOS RELATIVOS BASE 80 DEL VALOR AADIDO
Y DEL CONSUMO EN EL SECTOR DE MADERA Y MUEBLES



Por otra parte el Gráfico 4 presenta la evolución de los índices de precios relativos base 80 del valor añadido y del consumo de los sectores antes mencionados, indicando la línea continua el índice del consumo y la discontinua el del valor añadido.

Estos índices están contruidos a partir de los índices de precios absolutos de estos sectores que aparecen en la Tabla 10 utilizando el deflactor del consumo nacional.

Resulta destacable el fuerte descenso del índice de precios del valor añadido frente al mantenimiento del índice de precios del consumo, sin embargo esto no es algo atribuible a ese sector concreto ya que ha ocurrido lo mismo para otros grupos industriales durante ese periodo.

4. Modelos econométricos y análisis de causalidad.

Para cuantificar las relaciones del valor añadido y el consumo con otras variables se han elaborado los siguientes modelos econométricos que figuran a continuación.

Modelos del valor añadido

Los dos modelos econométricos estimados para el valor añadido figuran en los Cuadros 1 a 4 considerando 2 periodos de estimación (1965-87 y 1965-90) y explican el valor añadido real del sector de "madera y muebles" (VAMM80) en función de las siguientes variables explicativas:

CMM80: Consumo de muebles de madera y equipamiento del hogar.

IPRC: Índice de precios relativo del consumo.

IPRV: Índice de precios relativo del valor añadido.

IPRCV: Cociente entre IPRC e IPRV.

Todas las variables expresadas en términos logarítmicos comienzan con la L. Además de las variables mencionadas se incluyen en los modelos el valor retardado de la variable endógena (VAMM80(-1)) y una tendencia temporal (TI), siendo C el término constante.

Los 2 modelos se diferencian en que se sustituye las variables IPRC e IPRV por la variable IPRCV y esto se efectúa considerando dos periodos muestrales (1965-87 y 1965-90) para ambos modelos.

A continuación presentamos la estimación de los 2 modelos referidos al periodo 1965-87 en los Cuadros 1 y 2 y las predicciones efectuadas con ellos para el periodo 1988-90 con sus correspondientes porcentajes de error en la Tabla 11.

CUADRO 1

LS // Dependent Variable is LVAMM80 Date: 10/25/95 Time: 18:16 Sample: 1965 1987 Included observations: 23 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	Prob.
LCMM80	0.985631	0.133611	7.376896	0.0000
LIPRC	0.173711	0.208966	0.831285	0.4173
LIPRV	-0.683083	0.157821	-4.328221	0.0005
C	-3.305334	0.628609	-5.258175	0.0001
TI	-0.022486	0.005452	-4.124182	0.0007
LVAMM80(-1)	0.404775	0.104162	3.886022	0.0012
R-squared	0.979954	Mean dependent var	5.049966	
Adjusted R-squared	0.974057	S.D. dependent var	0.166838	
S.E. of regression	0.026872	Akaike info criterion	-7.013874	
Sum squared resid	0.012276	Schwartz criterion	-6.717658	
Log likelihood	54.02397	F-statistic	166.2057	
Durbin-Watson stat	1.971781	Prob(F-statistic)	0.000000	

Analizando estos resultados podemos observar que el valor añadido aumenta casi en la misma medida que el consumo.

Respecto a los índices de precios relativos, el correspondiente al valor añadido tiene un efecto negativo reflejando el impacto provocado por los costes de producción en la generación del valor añadido, sin embargo el del consumo no resulta estadísticamente significativo.

La variable (TI) nos indica una tendencia decreciente del valor añadido a lo largo del tiempo y la variable endógena retardada refleja la influencia positiva de la capacidad productiva anterior.

CUADRO 2

LS // Dependent Variable is LVAMM80 Date: 12/19/95 Time: 10:40 Sample: 1965 1987 Included observations: 23 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	Prob.
LCMM80	0.942574	0.150536	6.261456	0.0000
LIPCV	0.543232	0.167643	3.240403	0.0045
C	-2.659724	0.651011	-4.085525	0.0007
TI	-0.021803	0.006187	-3.524092	0.0024
LVAMM80(-1)	0.337547	0.114325	2.952511	0.0085
R-squared	0.972600	Mean dependent var	5.049966	
Adjusted R-squared	0.966511	S.D. dependent var	0.166838	
S.E. of regression	0.030531	Akaike info criterion	-6.788334	
Sum squared resid	0.016779	Schwartz criterion	-6.541488	
Log likelihood	50.43026	F-statistic	159.7323	
Durbin-Watson stat	1.684980	Prob(F-statistic)	0.000000	

Los resultados de la regresión considerando el ratio de los índices de precios como variable explicativa mejoran, debido a la alta significatividad de todas las variables explicativas y a una bondad del ajuste similar al modelo anterior.

La estimación obtenida para el ratio de índices de precios indica que el valor añadido en el sector de las industrias de la madera aumenta inducido claramente por incrementos en los precios de consumo del sector.

Observando los resultados obtenidos en los dos modelos son más satisfactorios los del segundo y esto se confirma mediante la comparación de las predicciones obtenidas por ambos modelos en el período 1988-90.

La Tabla 11 presenta los valores verdaderos y estimados del valor añadido medido en miles de millones de pesetas del 80, así como los porcentajes de error asociados a esas predicciones. E1 al final del nombre indica el valor estimado por el modelo1 y E2 el valor estimado por el modelo 2 .

Tabla 11

Predicciones del valor añadido en los modelos 1 y 2 para el período 1988-90.

obs	VAMM80	VAMM80E1	%ERROR1	VAMM80E2	%ERROR2
1988	177.7568	179.8848	1.19	177.1327	-0.35
1989	182.5684	188.3046	3.14	182.5243	-0.02
1990	183.7004	197.2546	7.37	188.1501	2.4

En la Tabla anterior se observa que con el modelo 1 se obtiene una sobreestimación para todo el período de predicción, incrementándose los errores como es habitual al alejarnos del período muestral (1965-1987).

Sin embargo, el modelo 2 proporciona unas predicciones mucho más ajustadas a los verdaderos valores. El porcentaje de error para los dos primeros años es muy bajo y para el año 1990 se produce una sobreestimación con un error de 2.4% que es muy inferior al 7.37 % del modelo 1.

En los Cuadros 3 y 4 se presentan las estimaciones de estos 2 modelos pero referidas al período 1965-90. El aumento del período muestral produce en el modelo 1 una mayor significatividad del estimador correspondiente al índice de precios del consumo, ya que resulta significativo a un nivel del 7%. Los resultados obtenidos en el modelo 2 considerando el período 1965-90 son similares a los obtenidos en el período 1965-87.

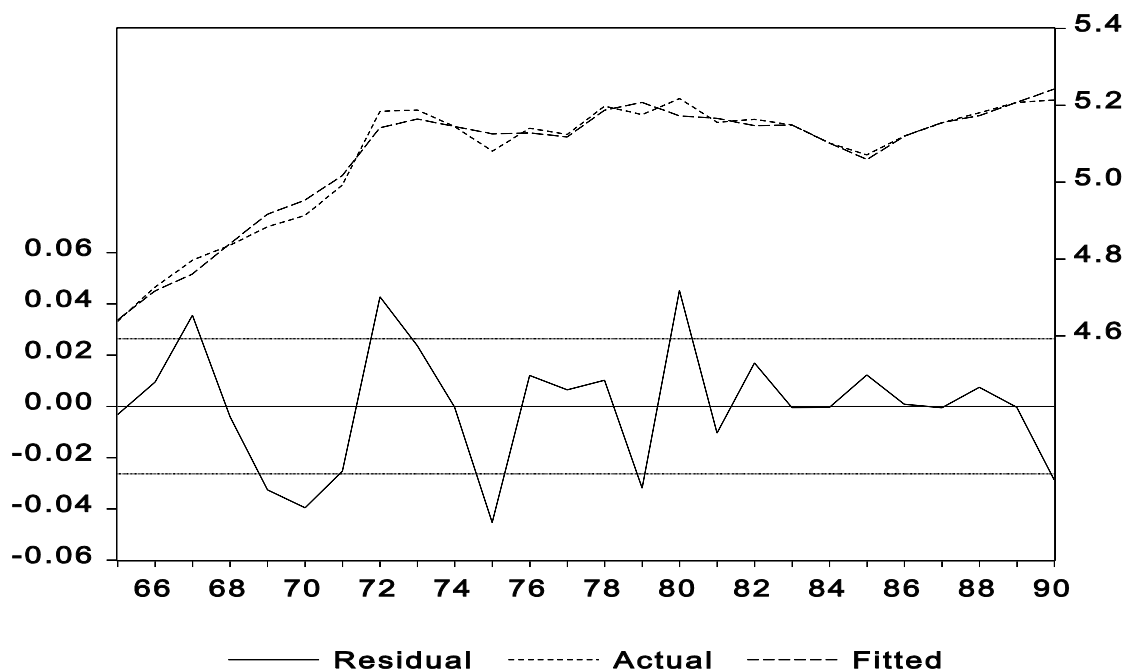
CUADRO 3

LS // Dependent Variable is LVAMM80 Date: 10/25/95 Time: 18:16 Sample: 1965 1990 Included observations: 26 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	Prob.
LCMM80	0.944530	0.126992	7.437700	0.0000
LIPRC	0.324145	0.168505	1.923647	0.0688
LIPRV	-0.733602	0.147667	-4.967959	0.0001
C	-3.247707	0.614238	-5.287379	0.0000
TI	-0.025448	0.004671	-5.447738	0.0000
LVAMM80(-1)	0.453723	0.091928	4.935618	0.0001
R-squared	0.979387	Mean dependent var	5.067311	
Adjusted R-squared	0.974234	S.D. dependent var	0.164066	
S.E. of regression	0.026336	Akaike info criterion	-7.074482	
Sum squared resid	0.013871	Schwartz criterion	-6.784152	
Log likelihood	61.07586	F-statistic	190.0520	
Durbin-Watson stat	1.983948	Prob(F-statistic)	0.000000	

En el Cuadro 3 se presenta la estimación del modelo 1 para el período 1965-90 y se observa que el estimador del índice de precios del consumo resulta significativo a un nivel del 7% . Esto indica que un aumento en los precios relativos del consumo hace más atractiva la inversión incrementándose así el valor añadido de este sector.

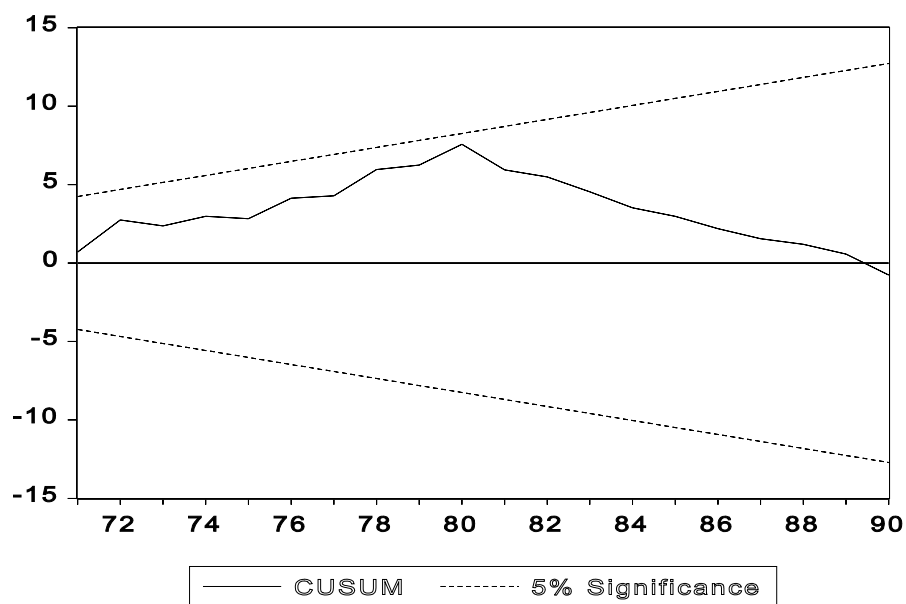
El gráfico 5 muestra los residuos de la regresión anterior, representando los valores verdaderos y los estimados del valor añadido del sector. Los errores obtenidos al hacer la estimación son muy pequeños y esto indica que la bondad del ajuste es bastante elevada.

GRFICO 5



Por otra parte hemos analizado la estabilidad de los parámetros a través de la suma acumulativa de los residuos(CUSUM), cuya representación aparece a continuación.

GRFICO 6



El gráfico 6 nos muestra que la suma acumulativa de los residuos cae dentro de las 2 líneas críticas a un nivel de significación del 5%, reflejando una especificación adecuada del modelo.

De forma análoga a lo efectuado con el modelo 1, estimamos el modelo 2 para el período 1965-90 y los resultados aparecen recogidos en el Cuadro 4.

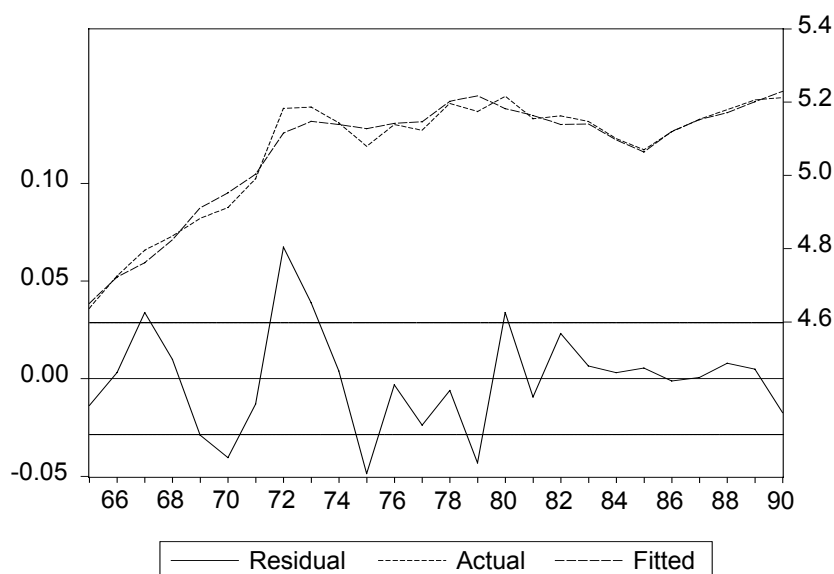
CUADRO 4

LS // Dependent Variable is LVAMM80 Date: 12/14/95 Time: 18:16 Sample: 1965 1990 Included observations: 26 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	Prob.
LCMM80	0.931564	0.137917	6.754540	0.0000
LIPCV	0.567670	0.137932	4.115581	0.0005
C	-2.672448	0.604021	-4.424430	0.0002
TI	-0.022719	0.004896	-4.640722	0.0001
LVAMM80(-1)	0.356225	0.087515	4.070453	0.0005
R-squared	0.974417	Mean dependent var	5.067311	
Adjusted R-squared	0.969544	S.D. dependent var	0.164066	
S.E. of regression	0.028632	Akaike info criterion	-6.935400	
Sum squared resid	0.017216	Schwartz criterion	-6.693459	
Log likelihood	58.26781	F-statistic	199.9644	
Durbin-Watson stat	1.706042	Prob(F-statistic)	0.000000	

Los resultados obtenidos para el modelo 2 considerando un período muestral mayor (1965-90) son similares a los del período (1965-87), como puede verse en el Cuadro anterior.

En el Gráfico 7 se representan los verdaderos valores del valor añadido y los estimados utilizando el modelo del Cuadro 4.

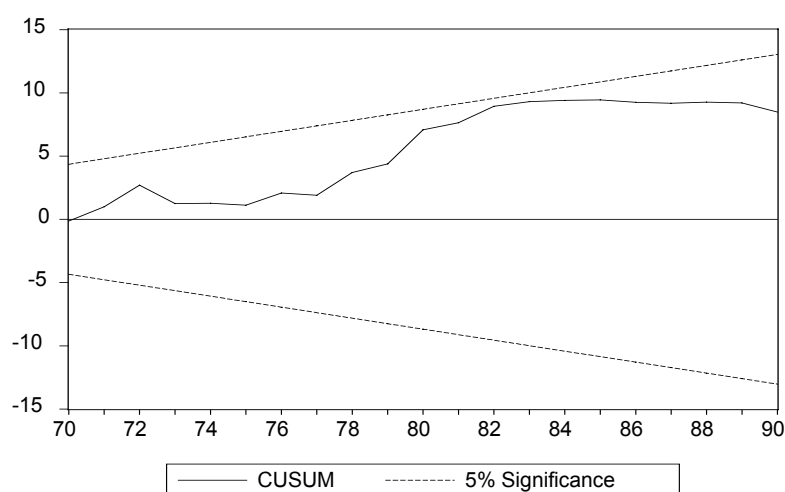
GRÁFICO 7



Este Gráfico muestra que los errores obtenidos al estimar el modelo 2 son pequeños, como ocurría con el modelo 1, lo que nos indica que la bondad del ajuste es bastante buena.

Para analizar la estabilidad de los parámetros hemos representado la suma acumulativa de los residuos(CUSUM) en el Gráfico 8.

GRÁFICO 8



En este Gráfico se observa que la suma acumulativa de los residuos no supera las líneas críticas lo que indica la estabilidad de los parámetros y por tanto la adecuación del modelo.

Estos resultados ponen de manifiesto la existencia de importantes relaciones entre las

variables explicativas y el valor añadido de este sector. El mantenimiento del empleo , dada la tendencia creciente de la productividad, dependerá del crecimiento del valor añadido de ahí la importancia que tienen los precios y el consumo para el crecimiento del sector.

Los dos modelos estimados proporcionan buenos resultados y parece algo mejor el segundo al haber mostrado una mayor capacidad de predicción en el período 1988-90.

Modelos del consumo de muebles

Se presentan dos modelos econométricos para el consumo en el sector de" muebles y equipamiento del hogar" en el año 1980 (CMM80) en los Cuadros 5 a 8.

En estos modelos se introducen como nuevas variables explicativas dos índices de renta familiar que son el valor añadido total en el año 1980 (VATOT80) y el empleo total en España (LTE), ya que las restantes variables están definidas en los modelos anteriores.

CUADRO 5

LS // Dependent Variable is LCMM80 Date: 12/14/95 Time: 18:16 Sample: 1965 1990 Included observations: 26 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	Prob.
LVATOT80	1.0493275	0.2842484	3.6915863	0.0014
LCMM80(-1)	0.0965772	0.2034060	0.4748000	0.6401
LIPRC	-0.4686630	0.1140137	-4.1105856	0.0005
LVAMM80	0.1390071	0.0847121	1.6409351	0.1164
C	-11.872499	3.3328421	-3.5622747	0.0020
TI	-0.0154720.	0.0056341	-2.7461456	0.0125
R-squared	0.990947	Mean dependent var	6.624755	
Adjusted R-squared	0.988684	S.D. dependent var	0.179086	
S.E. of regression	0.019051	Akaike info criterion	-7.722112	
Sum squared resid	0.007259	Schwartz criterion	-7.431782	
Log likelihood	69.49506	F-statistic	437.8381	
Durbin-Watson stat	0.924959	Prob(F-statistic)	0.000000	

En el Cuadro 5 se observan los resultados de la estimación introduciendo sólo como

indicador de la renta familiar la variable LVATOT80 (logaritmo del valor añadido total).

El estadístico de Durbin-Watson nos indica la posible existencia de autocorrelación, por ello hemos tratado de analizar los errores de esta regresión. Efectuando el test de raíces unitarias para los errores generados anteriormente se obtiene que estos son estacionarios. A partir de este resultado tratamos de corregir la autocorrelación del modelo anterior mediante un AR(1) y la regresión obtenida aparece en el Cuadro 6.

CUADRO 6

LS // Dependent Variable is LCMM80 Date: 12/14/95 Time: 18:16 Sample: 1966 1990 Included observations: 25 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	Prob.
LVATOT80	1.3819583	0.3130166	4.4149683	0.0003
LCMM80(-1)	-0.1084760	0.2019364	-0.5371792	0.5977
LIPRC	-0.4126614	0.1251498	-3.2973397	0.0040
LVAMM80	0.1622881	0.0876698	1.8511283	0.0806
C	-16.047745	3.7624688	-4.2652167	0.0005
TI	-0.0221429	0.0063063	-3.5112140	0.0025
AR(1)	0.7275246	0.1942339	3.7456098	0.0015
R-squared	0.991688	Mean dependent var	6.641017	
Adjusted R-squared	0.988917	S.D. dependent var	0.162004	
S.E. of regression	0.017055	Akaike info criterion	-8.065291	
Sum squared resid	0.005236	Schwartz criterion	-7.724006	
Log likelihood	70.41595	F-statistic	357.9262	
Durbin-Watson stat	1.866227	Prob(F-statistic)	0.000000	

En este Cuadro el valor del estadístico del Durbin-Watson nos indica que no existe autocorrelación y un análisis de identificación de los errores lo confirma.

Un proceso similar al anterior se ha seguido pero considerando en la regresión dos variables indicadoras de la renta familiar, la utilizada anteriormente (LVATOT80) y el logaritmo del empleo total de España (LLTE), además del logaritmo del índice de precios relativo del consumo, del logaritmo del valor añadido y la variable de tendencia.

Los resultados del segundo modelo para el consumo de "muebles y equipamiento del hogar" aparecen recogidos en el Cuadro 7.

CUADRO 7

LS // Dependent Variable is LCMM80 Date: 12/14/95 Time: 18:16 Sample: 1964 1990 Included observations: 27 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	Prob.
LVATOT80	0.7696910	0.1524983	5.0472113	0.0001
LIPRC	-0.1269351	0.1164544	-1.0899978	0.2881
C	-11.360476	1.4669571	-7.7442457	0.0000
TI	-0.0073926	0.0038048	-1.94299730	0.0655
LLTE	0.4471687	0.1237866	3.6124168	0.0016
LVAMM80	0.2361684	0.0745309	3.1687315	0.0046
R-squared	0.994951	Mean dependent var	6.607428	
Adjusted R-squared	0.993749	S.D. dependent var	0.197342	
S.E. of regression	0.015602	Akaike info criterion	-8.127552	
Sum squared resid	0.005112	Schwartz criterion	-7.839588	
Log likelihood	77.41061	F-statistic	827.6946	
Durbin-Watson stat	1.271571	Prob(F-statistic)	0.000000	

El estadístico de Durbin-Watson de la regresión anterior nos indica que existe autocorrelación. Analizando los errores de esta regresión vemos que son estacionarios y por ello realizamos la regresión con un AR(1).

La estimación considerando un AR(1) aparece recogida en el Cuadro 8.

CUADRO 8

LS // Dependent Variable is LCMM80 Date: 12/14/95 Time: 18:16 Sample: 1965 1990 Included observations: 26 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	Prob.
LVATOT80	0.8165060	0.1817157	4.4933146	0.0002
LIPRC	-0.2200690	0.1404564	-1.5668133	0.1337
C	-11.703138	1.7418206	-6.7189110	0.0000
TI	-0.0084826	0.0045226	-1.8756097	0.0762
LLTE	0.3831901	0.1490592	2.5707237	0.0187
LVAMM80	0.2701820	0.0812487	3.3253692	0.0036
AR(1)	0.3469251	0.2076643	1.6706058	0.1112
R-squared	0.995482	Mean dependent var	6.624755	
Adjusted R-squared	0.994056	S.D. dependent var	0.179086	
S.E. of regression	0.013807	Akaike info criterion	-8.340330	
Sum squared resid	0.003622	Schwartz criterion	-8.001612	
Log likelihood	78.53184	F-statistic	697.8039	
Durbin-Watson stat	1.921018	Prob(F-statistic)	0.000000	

El Durbin-Watson en esa nueva regresión es 1.92 con lo que se corrige la autocorrelación.

En los dos modelos estimados para el consumo de "muebles y equipamiento del hogar" se obtienen algunos estimadores no significativos. Sin embargo, una vez corregida la autocorrelación es superior la significatividad de los parámetros en el modelo 2.

Análisis de causalidad

El valor añadido real en este sector puede ser causa del consumo y viceversa, para analizar esta relación causa efecto entre las variables hemos efectuado test de causalidad entre ellas. Los resultados aparecen en la tabla 12 que se presenta a continuación.

Tabla 12

Pairwise Granger Causality Tests Date: 12/15/95 Time: 18:16 Sample: 1964 1990 Lags: 8			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
LVAMM80 does not Granger Cause LCMM80	19	3.08062	0.26810
LCMM80 does not Granger Cause LVAMM80		2.23567	0.34558

Efectuado el test de causalidad de Granger (1969) utilizando varios retardos, en ningún caso se rechaza la no causalidad entre estas variables. En la tabla anterior se muestran los resultados con 8 retardos y nos indican que no se puede afirmar que exista causalidad en ninguna de ambas direcciones entre el valor añadido real y el consumo.

Un valor F correspondiente a una probabilidad menor o igual que 0.05 nos permitiría rechazar la "no causalidad" y aceptar la "causalidad" al nivel de significación del 5%.

Para determinar la causalidad del consumo real de muebles y equipamiento del hogar hemos considerado en primer lugar una variable indicadora de la renta familiar (LVATOT80). En la tabla 13 se muestran los resultados del test de Granger para estas 2 variables. Estos nos indican que el logaritmo del valor añadido total es causa del logaritmo del consumo de muebles y equipamiento del hogar, para un nivel de significación del 7.78%, sin que se cumpla la relación inversa de causalidad.

Tabla 13

Pairwise Granger Causality Tests Date: 12/15/95 Time: 14:56 Sample: 1964 1990 Lags: 8			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
LVATOT80 does not Granger Cause LCMM80	19	12.2201	0.07781
LCMM80 does not Granger Cause LVATOT80		0.92756	0.61502

Del mismo modo analizamos la causalidad entre el logaritmo del consumo y el logaritmo del índice de precios relativo del consumo. Los resultados se presentan a continuación en la tabla 14.

Tabla 14

Pairwise Granger Causality Tests Date: 12/15/95 Time: 14:58 Sample: 1964 1990 Lags: 8			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
LIPRC does not Granger Cause LCMM80	19	9.61651	0.09757
LCMM80 does not Granger Cause LIPRC	1.47832	0.46473	

Puede observarse en el cuadro anterior que la variable logaritmo del índice de precios relativos del consumo es causa del logaritmo del consumo de "muebles y equipamiento del hogar", para un nivel de significación del 10%.

De los análisis de causalidad efectuados concluimos que el logaritmo del valor añadido total y el logaritmo del índice de precios relativos del consumo son causa del logaritmo del consumo de muebles y equipamiento del hogar. Sin embargo, no es posible detectar, mediante el test de Granger, relaciones de causalidad entre el consumo y el valor añadido sectorial.

Sin embargo existen evidencias empíricas claras de alguna influencia del consumo sobre el valor añadido del sector como se pone de manifiesto en el Gráfico 3.

Como el test de Granger no pone en evidencia esta relación utilizamos el test de Hausman (1978), para analizar la relación entre valor añadido y consumo.

Test de causalidad de Asuman

El test consiste básicamente en plantear un sistema biecuacional, con interdependencia entre las dos variables cuya relación causal interesa analizar y contrastar la hipótesis de incorrelación entre cada variable endógena del lado derecho y la perturbación aleatoria de cada ecuación. Si no hay interdependencia lo normal es que se acepte la hipótesis de incorrelación, y por lo tanto existe evidencia favorable a la relación causal cuando se rechaza la incorrelación en una o en dos de las ecuaciones.

Este test es bastante útil para analizar el sentido de la causalidad ya que puede ayudar a decidir si la relación es bilateral o unilateral, e indicar en este caso además el sentido de la causalidad.

Si Y2 depende de Y1 pero no viceversa, entonces la variable Y2 como explicativa en la

ecuación de Y1 estará correlacionada con la perturbación de dicha ecuación, mientras que la variable Y1 no estará correlacionada con la perturbación en la ecuación que explica a Y2.

Consideramos en este caso el siguiente sistema:

$$(1) \text{ LVAMM80}_t = \beta_0 + \beta_1 \text{ TI}_t + \beta_2 \text{ LVAMM80}_{(-1)_t} + \beta_3 \text{ LIPCV}_t + \gamma_1 \text{ LCMM80}_t + \beta_4 \text{ D73}_t + u_{1t}$$

$$(2) \text{ LCMM80}_t = \beta_5 + \beta_6 \text{ TI}_t + \beta_7 \text{ LVATOT80}_t + \beta_8 \text{ LLTE}_t + \beta_9 \text{ LIPRC}_t + \gamma_2 \text{ LVAMM80}_t + u_{2t}$$

La variable D73 es una ficticia para los años 1972,73 y 74, que mejora el ajuste si bien no resulta imprescindible para los resultados del test.

Este sistema de ecuaciones se estima en su forma reducida por mínimos cuadrados ordinarios obteniéndose unas estimaciones tanto para el valor añadido (LVAMM80F) como para el consumo (LCMM80F). Para contrastar la causalidad, unidireccional o bidireccional, se estiman las siguientes ecuaciones:

$$(3) = (1) + \alpha_1 \text{ LCMM80F}_t$$

$$(4) = (2) + \alpha_2 \text{ LVAMM80F}_t$$

y se contrasta la nulidad de los parámetros α_1 y α_2 . Si ambos son nulos existe evidencia a favor de la ausencia de causalidad, especialmente si también se acepta la hipótesis de nulidad de los parámetros γ_1 y γ_2 .

En este sentido es conveniente insistir en la correcta interpretación de los contrastes pues la falta de rechazo de la hipótesis de nulidad muchas veces se confunde con la aceptación, y no siempre es así. Es necesario tener en cuenta la amplitud del intervalo de confianza para cada parámetro con objeto de distinguir las situaciones de evidencia favorable a la nulidad de las situaciones de incertidumbre, siendo estas últimas indicadas por la gran amplitud de dichos intervalo.

Las situaciones favorables a la causalidad contempladas por este test son las siguientes:

A		$\gamma_1 \neq 0$	$\alpha_1 = 0$	$\alpha_2 \neq 0$	LVAMM80 depende de LCMM80
		$\gamma_2 \neq 0$	$\alpha_1 \neq 0$	$\alpha_2 = 0$	LCMM80 depende de LVAMM80
C	C1	$\gamma_1 \neq 0$	$\alpha_1 \neq 0$ y/o $\alpha_2 \neq 0$		Hay Interdependencia y la causalidad es bidireccional
	C2	$\gamma_2 \neq 0$			

Para aceptar la causalidad bidireccional basta con que se demuestre C1 ó C2.

Los resultados de la estimación de la ecuación (3) aparecen en la Tabla 15

Tabla 15

LS // Dependent Variable is LVAMM80 Date: 01/12/96 Time: 18:16 Sample: 1965 1990 Included observations: 26 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	Prob.
C	-1.781598	0.529453	-3.364981	0.0033
TI	-0.019877	0.004144	-4.796198	0.0001
LVAMM80(-1)	0.368204	0.075722	4.862551	0.0001
LIPCV	0.582125	0.121003	4.810830	0.0001
LCMM80	1.297576	0.266675	4.865760	0.0001
LCMM80F	-0.513617	0.321612	-1.597008	0.1268
D73	0.061198	0.017741	3.449564	0.0027
R-squared	0.987744	Mean dependent var	5.067311	
Adjusted R-squared	0.983873	S.D. dependent var	0.164066	
S.E. of regression	0.020835	Akaike info criterion	-7.517448	
Sum squared resid	0.008248	Schwartz criterion	-7.178730	
Log likelihood	67.83442	F-statistic	255.2053	
Durbin-Watson stat	2.382378	Prob(F-statistic)	0.000000	

Como puede verse γ_1 es distinto de cero y α_1 es nulo por tanto el valor añadido depende del consumo unidireccionalmente. Se obtienen los mismos resultados si omitimos la variable ficticia D73.

Estimando la relación (4) analizaremos si existe causalidad entre el consumo y el valor añadido.

$$(4) \quad (2) + \alpha_2 \text{ LVAMM80F}_t$$

Los resultados de la estimación de la ecuación (4) se muestran en la Tabla 16.

Tabla 16

LS // Dependent Variable is LCMM80 Date: 01/12/96 Time: 19:16 Sample: 1965 1990 Included observations: 26				
Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	Prob.
C	-16.33001	1.697888	-9.617839	0.0000
TI	-0.022435	0.004946	-4.535862	0.0002
LVATOT80	1.517573	0.231905	6.543951	0.0000
LLTE	-0.077466	0.168051	-0.460970	0.6501
LIPRC	-0.559581	0.138514	-4.039895	0.0007
LVAMM80	0.259781	0.055334	4.694736	0.0002
LVAMM80F	-0.480570	0.130357	-3.686571	0.0016
R-squared	0.996961	Mean dependent var	6.624755	
Adjusted R-squared	0.996002	S.D. dependent var	0.179086	
S.E. of regression	0.011324	Akaike info criterion	-8.736867	
Sum squared resid	0.002436	Schwartz criterion	-8.398149	
Log likelihood	83.68687	F-statistic	1038.948	
Durbin-Watson stat	1.885033	Prob(F-statistic)	0.000000	

En esta Tabla 16 se observa que γ_2 y α_2 son distintos de cero y esto nos indica que el consumo depende también del valor añadido sectorial, y por lo tanto existe causalidad bidireccional.

Por consiguiente la interdependencia entre el valor añadido y el consumo que no se detecta a través del test de Granger sí se pone de manifiesto mediante el test de Hausman.

5. Conclusiones

1) España tiene un bajo nivel de producción por habitante en comparación con la mayoría de los países de la CEE, como se muestra en la Tabla 1.

2) La producción está muy influida por el consumo con una elasticidad de 0.98 en el período 65-87 y de 0.94 en el 65-90 según los resultados de nuestro modelo econométrico. Sin embargo en los últimos años la producción no está respondiendo de forma suficiente a los impulsos del consumo, ya que en el período 86-90 ante un incremento de 178183 millones de pesetas del 80 en el consumo solo se ha producido un aumento de la producción de 16368 millones de pesetas del 80.

3) Sería conveniente incrementar la inversión en el sector en sus diversas fases de producción desde la madera hasta el mueble para que el incremento del consumo aumentase el valor añadido y este efecto proporcionase un aumento en el nivel de empleo y no se desequilibrase la balanza comercial.

4) La expansión de la producción evitará la pérdida de puestos de trabajo, ya que la tendencia de la productividad es a acercarse a los niveles de los otros países productores y por consiguiente a la pérdida de empleos si no aumenta el volumen de producción.

5) Por otra parte parece conveniente que las exportaciones de muebles y productos derivados de la madera compense el valor de las importaciones de las materias primas de este sector, de forma que se logre un cierto equilibrio, o si es posible superávit, en el saldo exportador del conjunto de estas industrias.

6) El valor añadido real en las industrias de la madera y muebles no se puede afirmar que sea causa del consumo de muebles y equipamiento del hogar y viceversa utilizando el test de Granger. Las variables valor añadido total y el índice de precios relativos del consumo son causa del consumo de muebles y equipamiento del hogar, de acuerdo con dicho test.

7) La causalidad entre el valor añadido y el consumo que no se pone de manifiesto a través del test de Granger si se evidencia a través del test de Hausman.

Los efectos beneficiosos sobre el empleo que tendría la expansión del sector en Galicia y en España no sólo consistirían en evitar una pérdida de empleos en el sector sino que comprenderían además efectos indirectos, ya que el incremento de valor añadido generado en los sectores industriales provoca, a través de varios mecanismos, efectos positivos de generación de empleo en los sectores de construcción y servicios, tanto por la propia demanda de esta actividad industrial, como por la demanda de las familias que perciben rentas del trabajo o del capital procedentes de la actividad industrial.

Anexo

Datos correspondientes al período 1964-90 del consumo y valor añadido del sector de la madera expresados en miles de millones de pesetas y del valor añadido total en millones de pesetas del 1980.

AÑO	CMM80	VAMM80	VATOT80
1964	501.7942	103.3482	7801903.
1965	524.8894	112.9003	8352301.
1966	542.9455	121.1147	8713399.
1967	579.4777	125.9078	9303500.
1968	622.7288	132.1067	10135600
1969	645.8240	136.0961	10549200
1970	684.4555	147.1909	11071700
1971	779.7756	178.4064	11972900
1972	810.0090	179.0231	12913500
1973	796.9918	171.4468	13652200
1974	791.5330	160.8293	13801700
1975	824.7062	170.7199	14217300
1976	845.2816	167.9804	14686200
1977	843.6022	180.8189	14949900
1978	825.1261	176.8586	14978600
1979	810.5000	184.4480	15209100
1980	793.6000	173.3810	15171300
1981	776.5000	174.7679	15355900
1982	782.5000	172.1460	15633200
1983	777.1000	164.2270	15925000
1984	784.5000	159.3000	16253100
1985	819.4000	167.3323	16845300
1986	857.8796	173.1286	17735570
1987	904.3550	177.7568	18614560
1988	956.5497	182.5684	19524310
1990	997.5836	183.7004	20253072

Análisis de las series: integración y cointegración

La validez de los resultados de los modelos econométricos depende del cumplimiento aproximado de varias hipótesis asumidas en la metodología. Una de ellas es la de "estacionariedad" de la perturbación aleatoria de cada ecuación. Como esta hipótesis se incumple en caso de que las variables del modelo no estén "cointegradas" se ha producido un gran interés en los últimos años por el análisis de la integración y cointegración de las series temporales, sobre todo a partir del trabajo de ENGLE y GRANGER (1987).

En este estudio hemos realizado una serie de pruebas que se desarrollarán con más detalle en un trabajo posterior, obteniendo entre otros los siguientes resultados:

Análisis de la integración

Se presentaron problemas de falta de homogeneidad de las series en todo el período muestral, ya que en algunos casos se detectan niveles de integración diferentes según los períodos. Los resultados más destacables, mediante el test ADF (Augmented Dickey-Fuller) y la instrucción UROOT del programa econométrico Micro-Tsp, son los siguientes:

LVAMM80 no presenta homogeneidad y se distinguen tres períodos. En el primero (1964-74) se acepta la estacionariedad con UROOT (T,3) para la serie original, con ADF= -9.39 y niveles críticos de -3.62 al 10%, -4.35 al 5% y -6.12 al 1%. En el segundo (1975-85) se acepta la estacionariedad con UROOT (C,3) para la serie diferenciada dos veces, con ADF= -3.40 para niveles críticos de -3.18 al 5% y de -2.73 al 10%, pero no para el nivel -4.22 al 1%. En un tercer período (1985-94) se acepta la estacionariedad de la serie original con UROOT (T,2), con ADF= -4.84 para niveles críticos de -4.58 al 5% y -3.74 al 10%, pero no al nivel -6.67 al 1%.

LCMM80 presenta como resultados más destacables la estacionariedad con UROOT(C,3) para la serie original en el período 1972-86, con ADF= -3.90, y para la serie diferenciada 3 veces en el período 1964-90 con ADF= -3.80. LVATOT80 resulta estacionaria con UROOT(T,3) en el período 1964-90 para un nivel de significación del 10% y para los tres niveles mencionados si se diferencia 3 veces.

Análisis de la cointegración

A pesar de estos problemas las variables del modelo del Cuadro 4, para explicar LVAMM80, resultan cointegrables diferenciando 2 veces y las variables explicativas resultan significativas. En lo que respecta al modelo del Cuadro 7 para explicar LCMM80 no se obtiene la cointegración pero en la regresión efectuada con grado de diferenciación 2 se obtienen resultados satisfactorios para la significatividad de los coeficientes de las variables, excepto el de LLTE que ya no resulta significativo.

Una visión más general de las limitaciones del análisis de cointegración puede verse en Guisan(2001) y Guisan(2002).

BIBLIOGRAFÍA:

ARRANZ, M.(1989). Modelos de consumo en la CEE. Tesis Doctoral. Universidad de Santiago de Compostela.

CEPREDE. Banco de datos del Centro de Predicción Económica.

Dirección General de Aduanas. Ministerio de Economía y Hacienda (varios años). Estadísticas de Comercio Exterior en España.

ENGLE, R. F. y GRANGER, C. W. J.(1987).Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*, vol. 55: 251-276.

GRANGER, C.W.J.,(1969). Investigating casual relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica* ,vol. 37: 424-438.

GRANGER, C.W.J. y NEWBOLD, P. (1977). Forecasting economic time series. Academic Press, New York.

GUISAN, M.C.(2001). Causality and Cointegration between Consumption and GDP in 25 OECD Countries: Limitations of the Cointegration Approach. *Applied Econometrics and International Development* Vol. 1-1, pp. 39-39, accessible en internet¹.

GUISAN, M.C. (2002). Causalidad y cointegración en modelos econométricos: Análisis de la relación entre el Consumo y el PIB de los países de la OCDE. Documento nº 61 de la serie *Economic Development*, accesible en internet¹.

HAUSMAN, J.A.,(1978). Specification test in Econometrics. *Econometrica* 46.

IGE (1988 y 1989). Comercio Exterior de Galicia

INE . Contabilidad Nacional de España, varios años.

INE (1993 a). Contabilidad Regional de España. Madrid.

INE (1993 b). Encuesta Industrial (1987-1990). Madrid.

OCDE (1993). National Accounts of OCDE Countries. OCDE Paris, varios años.

Nota: ¹ Los documentos y artículos indicados están accesibles en internet en: : <http://www.usc.es/economet/aea.htm>